

R. 4.075



W
28
(8704)

Documento de Trabajo

8 7 0 4

UN MODELO DE DEMANDA DE TRABAJO CON EXPECTATIVAS
DE OUTPUT APLICADO A LA INDUSTRIA ESPAÑOLA

Juan J. Dolado

José Luis Malo de Molina

Nº C → x-53-230096-2

Nº E → 5307917610

UN MODELO DE DEMANDA DE TRABAJO CON EXPECTATIVAS DE
OUTPUT APLICADO A LA INDUSTRIA ESPAÑOLA

Juan J. Dolado
Institute of Economics and Statistic
y Nuffield College (Oxford)

José Luis Malo de Molina
Universidad Complutense
y Banco de España

Ponencia para el I Seminario sobre "Teoría Económica del Mercado de Trabajo", organizado por el Departamento de Análisis Económico de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense.

Madrid, 22 y 23 de enero de 1987

Un modelo de demanda de trabajo con expectativas
de output aplicado a la industria española

Juan José Dolado
José Luis Malo de Molina

En Nickell (1984a) se presenta un modelo de demanda de trabajo que pretende englobar las formas keynesiana y neoclásica de derivar la demanda de los factores de la producción. El modelo se basa en una estructura de competencia imperfecta en la que los precios relativos de los factores y las variaciones en el output esperado son variables explicativas del empleo. Este tipo de enfoque permite superar las objeciones usuales a las regresiones entre el empleo y el output, basadas en supuestos de precios fijos. Por una parte, cuando la ecuación de demanda de trabajo se estima para un período para el que no existe evidencia suficiente de que la restricción en el mercado de productos finales haya sido la dominante, es difícil derivar la demanda de trabajo a partir de la función de producción y resulta necesario tratar el output como una variable endógena. Pero, por otra parte, en el enfoque neoclásico los shocks de demanda agregada solo afectan al empleo a través de su impacto en los errores de predicción de los precios, en tanto que, sin embargo, la evidencia muestra que las fluctuaciones en el output ocupan un papel dominante en las fluctuaciones a corto plazo, de manera que el canal de transmisión recogido en una función de demanda de trabajo de carácter neoclásico puro resulta excesivamente limitado. Así, mientras que las estimaciones de las funciones de demanda de trabajo de raíz keynesiana tienden a infravalorar el impacto de las variaciones de los precios relativos, las estimaciones de funciones de carácter neoclásico fracasan

con frecuencia en captar la influencia de las variaciones del output y a exagerar o a interpretar inadecuadamente el significado de las elasticidades del empleo respecto de los precios relativos (1). El enfoque de Nickell pretende superar ambos tipos de dificultades.

Para ello Nickell descompone la decisión de empleo de la empresa en dos escalones. En primer lugar, deriva una demanda de trabajo condicionada a las expectativas de output según el enfoque de la minimización de la función de costes. En el segundo escalon, obtiene el output esperado a partir de la maximización de beneficios en términos de los precios relativos y de las variables de demanda agregada. Por lo tanto, el modelo está formado por dos ecuaciones: una ecuación de demanda de trabajo que depende de los precios relativos de los factores y de las expectativas de output y una ecuación de output que depende de los precios relativos de los factores y de las variables de demanda agregada. Este método permite separar adecuadamente el efecto sustitución y el efecto output que se derivan de la variación de los precios relativos.

Sachs (1983) y Symons (1981, 1984) han seguido un enfoque ligeramente diferente incluyendo en la curva de demanda de trabajo las variables de la demanda final que afectan a la posición de la función de demanda de la empresa. Así, expresado en el lenguaje de la estimación por variables instrumentales, mientras Nickell utiliza el procedimiento habitual de estimación en dos escalones, los otros autores sustituyen la endogeneidad potencial del output por un conjunto de instrumentos. Por lo tanto, las elasticidades obtenidas a través de este segundo procedimiento engloban conjuntamente el efecto sustitución

y el efecto output. En la medida en que ambos métodos permiten estimaciones consistentes de estas elasticidades, la comparación entre las elasticidades totales obtenidas por ambos procedimientos constituye un test apropiado de la robustez de los respectivos métodos de especificación.

El propósito de esta ponencia es contrastar ambos métodos de estimación aplicados en diversos trabajos realizados en colaboración con J.J. Dolado a los datos del sector industrial español. En la primera sección se expone la estructura analítica tomada de Dolado y Malo de Molina (1985 b). En la segunda sección se expone una breve descripción de la evolución del empleo y de las variables explicativas en el sector industrial español, así como de los resultados alcanzados en estimaciones econométricas anteriores (Dolado y Malo de Molina, 1983 y 1985 a). En la tercera sección se incluyen los resultados econométricos de este ejercicio, y, finalmente se incluye una breve sección de conclusiones.

Sección 1: Un modelo de empleo.

En esta sección se incluye una descripción sucinta y esquemática del modelo de Nickell (1984 a,b). Como es habitual de en este tipo de modelos se suponen rendimientos constantes de escala (RCE) y se modelizan los determinantes del empleo en una economía caracterizada por la competencia imperfecta en el mercado de productos finales. El stock de capital se toma como dado, suponiendo que las decisiones de inversión son separables y previas a las decisiones de empleo (2). Al considerar que la cantidad de un factor está exogenamente determinada es posible derivar la demanda de trabajo por el procedimiento habitual de maximización de beneficios bajo rendimientos

constantes de escala. Sin embargo, si se desea separar los efectos sustitución y renta de las variaciones de los precios relativos es conveniente comenzar resolviendo el problema usual de la minimización de costes por parte de la empresa:

$$\min_{\tilde{x}_1} \omega' \tilde{x}_1 \quad \text{s.t.} \quad Y = F(\tilde{x}_1, x_2)$$

donde \tilde{x}_1 representa un vector de inputs ajustables con un vector de precios ω , x_2 es un factor fijo, Y es el output de la industria y F es la función de producción que exhibe rendimientos constantes a escala. De ello se obtiene la siguiente función restringida de costes:

$$C(\omega, Y, x_2) = A(\omega, Y/x_2) x_2 \quad (1)$$

donde $A_{11} > 0$, $A_{12} < 0$, $A_{22} > 0$, $A_{12} > 0$ y A es homogénea de primer grado en ω . ($A_1 = \partial A / \partial \omega_1$, $A_2 = \partial A / \partial Y$)

Aplicando el lema de Shephard a la expresión (1), se obtiene la función de demanda del factor i -ésimo, en la que el output aparece como constante

$$x_i = C_i(\omega, Y, x_2) = A_i(\omega, Y/x_2) x_2 \quad (2)$$

Como por construcción el output se mantiene fijo, en esta función solo es posible captar el efecto sustitución de las variaciones de los precios relativos. Estas elasticidades ϵ_{ij} pueden obtenerse de la manera siguiente:

$$\begin{aligned}
\varepsilon_{ij} &= \delta \log x_i / \delta \log w_j = A_{ij} x_2 \omega_j / x_i = \\
&= A_{ij} \omega_j A_j x_2 / A_i A_j A x_2 = v_{ij} x_j \omega_j / C = \\
&= v_{ij} s_j
\end{aligned}
\tag{3}$$

donde $[v_{ij} = A_{ij} / A_i A_j]$ es la elasticidad de sustitución entre los factores i y j (véase Uzawa, 1962) y s_j es la participación del factor j en el coste total. Adviertase que el signo de ε_{ij} ($i \neq j$) no puede determinarse a priori, sino que depende de que $v_{ij} > 0$ ó que $v_{ij} < 0$, es decir de que los factores i y j sean sustitutivos o complementarios.

Supongamos ahora que cada industria se enfrenta a una función de demanda de la forma:

$$P = g(Y, D) ; g_1 < 0, g_2 > 0 \tag{4}$$

donde P es el precio del output y D es un factor de cambio nominal. Si se maximizan beneficios teniendo como dado x_2 se obtienen una ecuación de output

$$\max_Y \{Y g(Y, D) - A(\omega, Y/x_2) x_2\} \tag{5}$$

$$\text{con } Y = f(\omega, x_2, D) \tag{6}$$

donde $f_1 < 0$, $f_2 < 0$, $f_3 < 0$ y f es homogénea de primer grado en (ω, D) .

$$(f_1 = \partial f / \partial \omega_1, f_2 = \partial f / \partial x_2, f_3 = \partial f / \partial D).$$

Sustituyendo (6) en (2) se obtiene una nueva función de demanda del factor en la que sólo aparecen los precios relativos y las variables de cambio en la demanda final según la expresión.

$$\hat{x}_1 = A_1 (\omega, f(\omega, x_2, D)/x_2) x_2 \quad (7)$$

Esta expresión es una función de demanda de trabajo en la que, en contraste con la expresión 2, se ha endogeneizado la respuesta del output a los cambios en los precios de los factores, dando lugar a las siguientes elasticidades.

$$\begin{aligned} \hat{\epsilon}_{1j} &= \partial \log \hat{x}_1 / \partial \log \omega_j = [A_{1j} x_2 + A_{12} f_j] \omega_j / x_1 = \\ &= A_{1j} \omega_j / A_1 + A_{12} f_j \omega_j / x_1 = \epsilon_{1j} + [A_{12} Y / x_1] [f_j \omega_j / Y] \end{aligned}$$

De forma que la elasticidad precio de una función completa de demanda se puede descomponer en la elasticidad precio de la función de demanda para un output dado y en otro término, que siempre es no positivo y que representa el efecto output. Es claro que

$$\begin{aligned} |\hat{\epsilon}_{1j}| &> |\epsilon_{1j}| \text{ si } |f_j| > 0 \\ \hat{\epsilon}_{1j} &= \epsilon_{1j} \text{ sólo si } f_j = 0 \end{aligned}$$

Según la discusión precedente el método de Nickell consiste en la situación conjunta de (2) y de (6) mientras que Symons y Sachs estiman (7) como una forma reducida no restringida. Ambos métodos permiten en principio estimaciones consistentes de la elasticidad precio global, bien directamente a través de la

especificación (7) bien por adición de los efectos sustitución y output obtenidos de (2) y de (6). La similitud empírica de ambas estimaciones sería equivalente a comprobar la validez de los instrumentos representados por desfases de ω , X_2 y D , cuando se estima a través de la forma reducida.

La naturaleza estática del modelo es muy insatisfactoria. La existencia de costes de ajuste, incertidumbre, desfases de decisión y problemas de agregación puede ser aproximada a través de una adecuada especificación de desfases distribuidos con expectativas de output en la ecuación de empleo (Vease Nickell, 1984 b). Por lo tanto, la dinamización de la ecuaciones (2), (6) y (7) traducidas a las variables habituales de las funciones de empleo pueden expresarse de la siguiente forma general:

$$\alpha_0(L) l_t = \alpha_1(L) (w-q)_t + \alpha_2(L^{-1}) y_t^e + \alpha_3(L) k_t + C + T + S \quad (2')$$

$$\beta_0(L) y_t = \beta_1(L) w_t + \beta_2(L) q_t + \beta_3(L) d_t + \beta_4(L) k_t + C + T + S \quad (6')$$

$$\gamma_0(L) l_t = \gamma_1(L) w_t + \gamma_2(L) q_t + \gamma_3(L) d_t + \gamma_4(L) k_t + C + T + S \quad (6')$$

donde l es el empleo, w es el salario nominal, q el precio de los otros inputs, k el stock de capital, d las variables de demanda final, y $y_t^e = E_{t-1} y_t$ donde L^{-1} opera como $L^j y_t^e = E_{t-1} y_{t+j}$, C representa constantes, T tendencias y S variables estacionales, todas las variables han sido incluidas en logaritmos. La especificación dinámica se ha mantenido de forma "laxa", abandonando el intento inicial de imponer una estructura dinámica muy estrecha.

Sección 2: La evolución del empleo en la industria española

Antes de proceder a la estimación de la elasticidad previa del empleo a ambos procedimientos de estimación interesa establecer los principales rasgos de la evolución del empleo en la industria española así como los principales problemas de estimación de la ecuación empleo.

Como se sabe la evolución del empleo en la industria española ha sufrido una espectacular inflexión en la década de los 70 pasando de registrar el ritmo de expansión más rápido en la creación de empleo industrial de los países industrializados a registrar uno de los procesos más severos de destrucción de empleo industrial. Así, la reducción neta de empleo en la industria española entre 1977 y 1984 ha sido superior a la creación neta de empleo entre 1964 y 1977, que, como se sabe, fue un período de intensa industrialización. Son de muy variada naturaleza los factores que han incidido en un proceso de tanta embergadura, existiendo importantes factores asociados al cambio estructural que son muy difíciles de captar en modelos agregados sencillos por lo que pueden conducir a sesgos importantes. Todo lo cual obliga a ser extraordinariamente prudente en la interpretación de resultados econométricos que se pueden obtener con modelos de este tipo.

A continuación se revisa en unos breves comentarios los rasgos más destacados de la evolución de las principales variables exógenas que intervienen en la determinación del empleo.

El coste del trabajo se ha incrementado sustancialmente en la industria española durante el

período 1964-1984 contribuyendo, junto con otros factores, al fuerte aumento del desempleo. El coste laboral real que soportan los empresarios experimentó un fuerte crecimiento alcanzado en 1984 un nivel tres veces superior al de 1964. Este fuerte crecimiento se ha debido, en parte, al marcado incremento de las cotizaciones a la Seguridad Social a cargo de los empresarios, como lo muestra la brecha creciente entre el salario real bruto y el coste laboral real. La cotización media de los empresarios en la industria en relación al coste laboral ha crecido entre 1964 y 1984 un 73,3%.

La industria española se ha visto sometida a un importante proceso de modernización durante este periodo, de modo que podría considerarse que el fuerte crecimiento salarial experimentado refleja simplemente las ganancias de productividad que han acompañado al mismo. Aunque es cierto que las ganancias de productividad han sido muy importantes, la comparación entre los costes salariales y la productividad media muestra, sin embargo, un fuerte encarecimiento del factor trabajo. Una forma de incorporar el comportamiento de la productividad es considerar la evolución de los costes laborales reales por unidad de producto. Entre 1970 y 1982 el coste laboral real por unidad de producto en la industria española creció un 41,6% frente a un 17,5% registrado en Italia que fué el país de la CEE que mayor encarecimiento sufrió. En los otros países de la CEE este incremento fué mucho más pequeño, e incluso, en Dinamarca y Holanda, fué negativo. Así, en comparación con otros países, el encarecimiento del trabajo en la industria española ha sido muy superior, aunque ello se pueda deber, al menos en parte, al bajo nivel relativo de partida de los costes del trabajo a principios de la década de los sesenta.

Durante este periodo el precio relativo de las materias primas importadas ha sufrido un importante encarecimiento que, sin embargo, a diferencia del carácter endógeno del crecimiento del coste laboral, ha sido en gran parte de índole exógena.

Estos cambios profundos en los precios relativos, del trabajo y de otros inputs importados, han contribuido, junto con otros factores, a la aceleración de la obsolescencia económica del capital, que ha alcanzado su mayor intensidad en el sector industrial. Algunas estimaciones del stock de capital en este sector muestran que mientras entre 1964 y 1973 creció a una tasa anual media del 4,5%, entre 1974 y 1978 esta tasa se redujo al 3,6% y entre 1979 y 1982 al 1,9%. La compresión de los márgenes de beneficios o el incremento de las pérdidas sufridas por las empresas han podido tener consecuencias profundas y duraderas tanto sobre el nivel de la capacidad productiva instalada como sobre el crecimiento potencial de la economía española.

Así pues, el periodo de análisis se ha caracterizado en España por el importante aumento de dos precios relativos: el precio relativo del trabajo y el precio relativo de las materias primas. Mientras que el encarecimiento de las materias primas ha sido un fenómeno que ha afectado de forma generalizada a todas las economías, la intensidad del encarecimiento del trabajo constituye, sin duda, un factor de singular diferenciación de la economía española. Ambos encarecimientos pueden, en principio, haber afectado a la demanda de trabajo y, en consecuencia, haber contribuido, al impresionante crecimiento del desempleo en España.

En este contexto la estimación de la elasticidad del empleo respecto al coste laboral real resulta una

cuestión decisiva tanto para el diagnóstico de los problemas del empleo como para el diseño de las medidas de política económica. En diversos trabajos econométricos anteriores con datos de la industria española se estimaron formas reducidas de la ecuación de demanda. Comentaremos muy sintéticamente los resultados de uno de estos trabajos donde se estima un modelo anual para el periodo 1964-1984.

El cuadro 1 presenta los resultados de la estimación de la ecuación de empleo con datos anuales del sector industrial español para el periodo 1964-1983. El número limitado de observaciones, veinte, impide la estimación de cualquier estructura dinámica compleja, así como la aplicación de los tests de estabilidad adecuados. De este modo los resultados deben ser considerados cuidadosamente y teniendo en cuenta su carácter preeliminar. Sin embargo, es interesante señalar que las estimaciones alcanzadas para esta ecuación, por un lado, son similares a las referidas en Dolado y Malo de Molina (1983), utilizando datos trimestrales, y a las de Raymond (1984), con datos anuales, y, por otro lado, son bastante consistentes con la teoría económica y con las conclusiones empíricas basadas en los datos de otros países.

El valor estimado de la elasticidad a largo plazo del empleo respecto al coste laboral real se sitúa en el $-0,94$, lo que resulta similar al obtenido por Dolado y Malo de Molina (1983) con datos trimestrales. El precio real de los inputs importados tiene un efecto globalmente negativo sobre el empleo que sugiere, que, a largo plazo, el efecto sobre el output domina sobre el efecto sustitución. Con todo, el efecto neto, que se cuantifica en una elasticidad a largo plazo de $-0,28$, es mucho más pequeño que el ejercido por los salarios.

Para investigar los posibles efectos directos de la demanda, se ha experimentado inicialmente con diversas variables y posteriormente, para ganar eficiencia, se ha realizado la estimación con la combinación lineal de esas variables que ha resultado preferible. Esta forma de proceder permite superar algunos problemas de multicolinealidad y a la vez obtener una definición sintética de los efectos de la demanda, lo que facilita su utilización en las otras ecuaciones. Las desviaciones sobre la tendencia del comercio mundial y las diversas medidas del déficit del sector público no resultaron significativas, de forma que finalmente las dos variables de demanda incluidas fueron el tipo de cambio real y el tipo de interés real.

Se impuso que la elasticidad del empleo con relación al progreso técnico fuese igual al valor absoluto de la elasticidad con relación al salario real menos la unidad. Esta restricción, que es consistente con la hipótesis de un progreso técnico que incrementa los requerimientos de trabajo, fué fácilmente admitida por los datos. También se impuso la elasticidad unitaria a largo plazo con relación al stock de capital, que implica el supuesto de rendimientos constantes a escala, y también fué ampliamente aceptada por los datos.

La proximidad a la unidad del valor de la elasticidad global del empleo frente al coste del trabajo consituye un resultado altamente significativo que vendría a confirmar la importancia del desajuste salarial en la explicación, junto a otros factores, del espectacular descenso del empleo en la industria española. Sin embargo la imposibilidad de diferenciar entre los efectos sustitución y renta introduce cierta confusión en la interpretación de su significado. Por eso el ejercicio

econométrico propuesto en el apartado anterior tienen un doble interés: comprobar la consistencia de las estimaciones de la elasticidad global del empleo e interpretar su significado descomponiendo su valor en los efectos sustitución y output.

Sección 3: Resultados de la estimación

Antes de abordar el comentario de los resultados deben exponerse algunas decisiones tomadas en el proceso de estimación: En primer lugar, se eligieron como variables de demanda que se debían incluir en el stock dinero (m), el gasto público nominal (g), un índice de comercio mundial y el output desfasado. En segundo lugar, se planteaba la cuestión de si los salarios y los precios de otros inputs podían considerarse como variables debilmente exógenas o no. En ningún caso se pudieron encontrar efectos significativos de valores contemporáneos de esas variables cuando se estimaban las ecuaciones por etapas y se aplicaba el test de Hausman. A partir de ello y teniendo en cuenta la propiedad de homogeneidad de la ecuación se formularon todas las variables nominales en términos reales. Téngase en cuenta que el precio del output es endógeno, a partir de (4) y de (5), a menos que aparezca desfasado, ya que las empresas no son precio-aceptantes. La tercera cuestión se refiere a como computar las expectativas de output. En este aspecto se ha seguido el método de Nickell. Este procedimiento consiste en tratar primeramente la ecuación de output como una ecuación independiente, especificando y testando su forma apropiada. Una vez que esta ecuación ha sido correctamente especificada, se modelan las variables que aparecen como represores con el fin de poder estimar predicciones del valor esperado del output. Finalmente es necesario

considerar el procedimiento general de estimación. Dado la exogeneidad débil de las variables, la ecuación (7') puede estimarse consistentemente por mínimos cuadrados ordinarios. Cuando se estima (2'), (6') y los modelos auxiliares para las variables explicativas de la ecuación output, la estimación conjunta de un modelo de este tipo resulta eficiente. Sin embargo ello implica la maximización de una función de verosimilitud con problemas de no linealidad, que puede consumir un amplio número de grados de libertad, dada la exacta especificación dinámica y la necesidad de estimar repetidamente el modelo. Por tanto, a expensas de una cierta pérdida de eficiencia, se ha adoptado el procedimiento usual de los escalones, defendido por Barro (1974), de computar las expectativas y sustituirlas en la ecuación de empleo, que, a su vez, se estima como una ecuación independiente.

Una vez explicitadas estas cuestiones referentes al procedimiento de estimación se puede abordar el comentario de los resultados. En la primera columna del cuadro 2 se presenta la ecuación de output seleccionada. La selección se ha realizado de acuerdo con la bondad del ajuste, la estabilidad de los parámetros y la concordancia de los signos con las predicciones de la teoría económica. La estabilidad es particularmente importante ya que se utiliza la totalidad de la muestra para computar las expectativas de Y_t^e en las que, en sentido estricto, solo la información hasta $t-1$ estaría disponible. Algunos de los desfases de las variables han sido descartados con el objetivo de obtener la representación más escueta sin dañar las propiedades de modelo a largo plazo. Hay que advertir que no es posible comprobar la homogeneidad de la ecuación en términos de d y de k . Por un lado d se ha aproximado para el conjunto de variables de demanda agregada citado anteriormente. Por otro lado, como la

variable k es bastante colineal con la tendencia, la ecuación se ha estimado transformando la variable dependiente en un cuasi ratio output-capital, imponiendo la elasticidad a largo plazo obtenida en el modelo sin restricciones.

Para obtener las expectativas de output se han computado modelos autoregresivos para el salario real, el precio real de los otros inputs, los saldos reales de dinero y el índice de comercio mundial. Los modelos univariantes utilizados tienen una estructura AR(4) con constante y variables estacionales. Desgraciadamente algunos de los procesos univariantes no eran estables dentro y fuera del periodo muestral, impidiendo su utilización para la generación de expectativas. Dada esta deficiencia se probaron modelos multivariantes para algunas variables, pero no se lograron mejorar los resultados. Por eso se decidió computar las expectativas de estas variables usando un procedimiento deslizante, estimando los modelos AR(4) por mínimos cuadrados iterativos. (Vease Harvey, 1981). De esta forma el modelo es reestimado para cada nueva observación generando expectativas para dos años. Estas expectativas se introducen en la ecuación de output con el fin de generar predicciones de la expectativa de output, fijando esta vez los parámetros ya que la ecuación no muestra signos de inestabilidad.

En la segunda columna del cuadro 2 se presenta la ecuación de empleo correspondiente a (6'). Se comprobó que las elasticidades a largo plazo respecto al output y al capital sumasen la unidad, como se deriva de la especificación Cobb-Douglas, incluyendo un desfase adicional en k . Se encontró que el coeficiente t se situó entre 0,7 y 1,5 en todos los estados del proceso de

especificación de forma que la hipótesis no fue rechazada. Para comprobar la homogeneidad en los salarios y en los precios de los otros inputs se añadieron cuatro desfases en w y en q . El correspondiente test F no fue significativo $F(8,40)=1,42$. La ecuación superó diversos test de estabilidad y los test de los residuos no presentan signos de error de especificación. De esta ecuación se obtiene una elasticidad output a largo plazo de 1,5 (3,1), mientras que las correspondientes elasticidades de sustitución con relación a los salarios reales y el precio real de otros inputs son -0,15 (2,6) y 0,15 (2,6) respectivamente. De la ecuación de output se obtienen los efectos output de ambas variables con respectivas elasticidades de -0,60 (3,1) y -0,24 (2,1). Usando la expresión (8) se pueden calcular las elasticidades globales de -1,05 para el salario real y -0,20 para el precio real de otros inputs. Adviertase que dado que se han estimado en dos escalones no se pueden obtener los errores standar de estas fórmulas.

Finalmente, en la tercera columna del cuadro 2 se presenta la especificación seleccionada de la ecuación (7'). En el proceso de especificación se observan hasta nueve desfases, conjuntamente con el valor corriente, para todas las variables de demanda (excepto para el output que sólo se introdujo en desfases). Las más significativas fueron combinadas pero finalmente sólo una media mensual de la tasa de crecimiento mundial resultó ser fuertemente significativa. Los saldos reales de dinero desfasados alcanzaron un coeficiente t de 1,6 pero fueron finalmente descartados en aras de la mejora de otros aspectos del modelo. Por lo tanto en su presente forma la solución a largo plazo del modelo corresponde a una función de demanda de carácter neoclásico donde sólo importan los precios relativos. Estos resultados son similares a los

presentados en el modelo anual de la sección anterior. El alto valor del parámetro de la variable dependiente desfasada en ambas ecuaciones de demanda de trabajo y los largos desfases en las variables explicativas implican una lenta respuesta del empleo a los cambios en los salarios y en los precios de otros inputs, lo que concuerda con la existencia de importantes costes de ajuste durante la mayor parte del período muestral (vease Malo de Molina, 1983)

Conclusiones

Se ha estimado un modelo para el empleo en el sector industrial especial usando datos trimestrales para el período 1968-1982. El modelo considera entre sus determinantes las expectativas de output junto a los precios relativos de los factores. Al determinar la ecuación de output, derivada de la maximización de beneficios en una estructura de competencia imperfecta las elasticidades totales se pueden descomponer en efectos sustitución y efecto output, la elasticidad del empleo en relación al salario real se sitúa en torno a la unidad correspondiendo, como puede verse en el cuadro 3, el 15% al efecto sustitución y el restante 85% al efecto output. En el caso de los precios de los otros inputs la elasticidad total se sitúa alrededor de -0,20 pero en este caso el efecto sustitución es positivo. Las elasticidades globales son muy similares a las obtenidas a través de la forma reducida no restringida aunque en este caso los efectos de la demanda agregada no están suficientemente recogidos.

Notas:

- (1) "The Differences in Employment Behavior Among Industrial Countries". IMF Staff Studies, se puede encontrar una sintética sistematización de las diversas formas de estimar las funciones de demanda de trabajo y un útil survey de los sesgos más frecuentemente encontrados.
- (2) Cuando se toma el stock de capital como dado es importante considerar, al menos, el efecto de los cambios en los precios relativos de los factores sobre el capital a través de la aceleración de la obsolescencia. Si no la sobreestimación del stock de capital puede conducir a resultados sesgados. Para evitar de alguna manera estos sesgos se ha introducido en la estimación del stock de capital una tasa de depreciación variable (Véase Dolado y Malo de Molina, 1983).

Referencias

- Barro, R. (1977), Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States, Journal of Political Economy 86, 549-580.
- Dolado, J.J. y Malo de Molina, J.L. (1984). Un Estudio Econométrico de la Demanda de Trabajo en la Industria, Banco de España, Documento intero EC/1984/12.
- Dolado, J.J., Malo de Molina, J.L. y Zabalza, A. (1985), Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors, Paper prepared for the Conference on the Rise in Unemployment. Chelwood Gate, Sussex, Mayo 1985.
- Harvey, A. (1981), The Econometric Analysis of Time Series, Philip Allan. Londres.
- Hoffman, D., Low, S. y Schlagenhauf, D. (1984), Tests of Rationality, Neutrality and Market Efficiency, Journal of Econometrics, 14, 339-363.
- Layard, R. y Nickell, S. (1985), The Causes of British Unemployment, Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper 209.
- Malo de Molina, J.L. (1983), ¿Rigidez o Flexibilidad en el Mercado de Trabajo? La experiencia Española durante la crisis, Estudios Económicos n.º 34.

- Nickell, S. (1984 a), An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom, Review of Economic Studies 51, 529-557.
- Nickell, S. (1984 b), Dynamic Models of Labour Demand, Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper 197.
- Pagan, A. (1984) Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, International Economic Review 25, 221-247.
- Sachs, J. (1983) Real Wages and Unemployment in the O.E.C.D. Countries, Brookings Papers on Economic Activity 1, 255-289.
- Symons, I. (1984) Relative Prices and the Demand for Labour in British Manufacturing, Economica.
- Uzawa, H. (1962) Production Functions with Constant Elasticities of Substitution, Review of Economic Studies 42, 291-299.
- Wadwhani, S. (1985) The Effects of Aggregate Demand, Inflation, Real Wages and Uncertainty on Manufacturing Employment, Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper 210.

Ecuación de empleo
(Variable dependiente n)

Variables independientes	Coefficientes	t - ratios
n_{-1}	0,896	14,3
$(w+t_1-p)^*$	0,276	2,2
$(w+t_1-p)_{-1}$	-0,373	2,6
$(p_m-p)^*$	0,0386	2,2
$(p_m-p)_{-1}$	-0,0677	4,1
c^*	---	---
a	-0,007	$[x^2_L(1)=2.3]$
k	0,104	$[x^2_L(1)=3.0]$
D^*	0,073	2,7
RHO		-0,38 (3.2)
s		0,009
Dw		2,22
R^2		0,99
$x^2_{iv}(.)$		4,5 (4)
Elasticidad salarial		-0,935
Elasticidad r/otros inputs		-0,280
Elasticidad r/progreso técnico		-0,065

Notas:

- (1) Estimaciones obtenidas mediante variables instrumentales.
- (2) La variable de demanda es $D=e-1,95r$.
- (3) RHO es el coeficiente del autorregresivo de primer orden usando los instrumentos de Fair y algún instrumento adicional; s es el error estandar de la regresión; R^2 es el coeficiente de determinación; Dw es el estadístico Durbin-Watson; $x^2_L(.)$ es el test para la correspondiente restricción lineal, $x^2_{iv}(.)$ es el test para la validez de los instrumentos.
- (4) Los t - ratios son los White, consistentes frente a la heterocedasticidad.
- (5) (*) indica variable instrumentada.

Cuadro 2
Ecuaciones de output y empleo

Y_t		Δl_t		Δl_t	
$1/2(Y_{t-1}+Y_{t-4})$.720 (10.0)	l_{t-1}	-.106 (3.8)	l_{t-1}	-.102 (3.7)
$\Delta (m-p)_{t-2}$.800 (3.2)	$(w-p)_{t-1}$	-.016 (3.2)	$\{\Delta_2(w-p)_{t-4}-\Delta_3(w-p)_{t-6}\}$	-.088 (4.4)
$(m-p)_{t-2}$.168 (3.8)	$\{\Delta(w-p)_{t-4}-\Delta(w-p)_{t-6}\}$	-.033 (4.0)	$(w-p)_{t-9}$	-.088 (2.6)
$(w-p)_{t-2}$	-.168 (3.8)	$\sum_{t-1} y_t$.160 (4.1)	$\Delta_2(q-p)_{t-2}$	-.033 (2.9)
$\Delta_2 z_t$.343 (5.1)	$\{\sum_{t-1} y_{t+4} - \sum_{t-1} y_{t+5}\}$.871 (5.0)	$(q-p)_{t-8}$	-.033 (2.7)
$(q-p)_{t-3}$.067 (2.6)	$\{\sum_{t-1} y_{t+4} - \sum_{t-1} y_{t+3}\}$.549 (5.9)	$\Delta_2 z_t$.049 (2.8)
$\Delta_3(q-p)_{t-1}$	-.045	$\Delta \sum_{t-1} y_t$	-.250 (5.3)	$t(10^{-2})$.281 (3.0)
$\Delta_3(q-p)_{t-6}$	-.100 (3.4)	$\{\Delta \sum_{t-1} y_{t+3} - \Delta \sum_{t-1} y_{t+4}\}$		$t^2(10^{-4})$	-.221 (5.8)
$t(10^{-2})$.383 (2.7)	$+\Delta \sum_{t-1} y_{t+5}\}$.438 (6.8)		
$t^2(10^{-4})$	-.156 (.7)	$\Delta \sum_{t-1} y_{t+6}$	-.151 (3.8)	k_t	.102 (-)
k_t	.800 (-)	$t(10^{-2})$	-.347 (3.6)		
		$t^2(10^{-4})$.182 (1.7)		
		k_t	-.054 (-)		
T_2	60	60		60	
R^2	.97	.79		.75	
s	.0187	.0049		.0054	
R	-	-.7		-.7	
$\chi^2_{LM}(8)$	11.7	7.2		6.6	
$\chi^2_{JB}(2)$	3.2	2.1		4.1	
$\chi^2_{ARCH}(1)$	1.2	.7		2.2	
F_{CH} 1973 (IV)	1.35 (11,38)	1.15 (13,34)		2.08* (10,40)	
1977 (IV)	1.25 (11,38)	.84 (13,34)		1.04 (10,40)	
1979 (IV)	.59 (12,36)	1.09 (12,35)		.66 (12,38)	

NOTA: Los t-ratios aparecen entre paréntesis; R^2 es el coeficiente de determinación corregido; s es el error estandar de la regresión; h es el estadístico de Durbin cuando aparece la variable desfasada; $\chi^2_{LM}(\cdot)$ es el test LM para AR (8) o MA (8) en la perturbación; $\chi^2_{JB}(\cdot)$ es el test Jarque-Bera de la normalidad de la perturbación; $\chi^2_{ARCH}(\cdot)$ es el test de Engle para la heterocedasticidad autoregresiva; F_{CH} es el test de Chow para el cambio estructural en los parámetros, donde (.,.) representa los grados de libertad del test F; (*) no significativos al nivel 1%. Todas las ecuaciones contienen una constante y combinaciones de variables estacionales.

Cuadro 3

ELASTICIDADES DEL EMPLEO EN RELACION REAL Y AL PRECIO
REAL DE OTROS INPUTS EN LA FUNCION DE DEMANDA COMPLETA

	Efecto sustitución	Efecto output	Elasticidad global
Con relación al salario real	-0,15	-0,80	-1,05
Con relación al precio real de otros inputs	0,15	-0,35	-0,20